

平成 30 年度修士学位論文

投資家予想の合理性と形成バイアス

首都大学東京 社会科学部
経営学専攻（高度金融専門人材養成プログラム）

学修番号 17877272

氏名 早瀬 優弥

指導教員 内山 朋規 教授

要旨

伝統的ファイナンスからは説明のつけられない種々のアノマリーが多く知られている。これらの原因として、人間の情報に対する認知や判断の心理学的なバイアスが挙げられている。近年では、市場参加者の予想データを用いた分析が多く行われ、個人投資家の予想形成における非合理的なバイアスが知られている。しかし、サーベイ調査から得られる日本の機関投資家の予想データを用いた予想形成のバイアスについての研究は十分ではない。本論文では、日本の機関投資家の株式・債券・為替市場に対する予想の傾向および情報に対するバイアスを分析する。本論文における結論は、以下の通りである。まず、株式・債券・為替市場に対する機関投資家の短期的な予想は合理的期待形成から逸脱している。予想の傾向では、株式市場において、機関投資家は将来に対して楽観視するバイアスがみられ、過剰な期待リターンを抱いている。また、予想形成に関しては、機関投資家は直近の市場変動に注目しており、強い逆張り予想を形成している。さらに、情報の恣意的選択性については、市場予測に対して有用な変数を予想形成に活用せず、有用ではない変数に依拠していることがわかった。

目次

1	はじめに	1
1.1	研究背景・目的	1
1.2	分析結果および論文の概要	3
2	データ	4
2.1	QSS 月次調査概要	4
2.2	検証データ	6
3	分析	7
3.1	コンセンサス予想の評価	7
3.1.1	コンセンサス予想の予測力	7
3.1.2	コンセンサス予想の正確性	9
3.2	コンセンサス予想の合理性	10
3.2.1	コンセンサス予想の傾向	11
3.2.2	コンセンサス予想の合理的期待形成	13
3.3	コンセンサス予想の期待形成	16
3.3.1	コンセンサス予想の外挿性	16
3.3.2	コンセンサス予想の情報の選択	19
4	おわりに	27

1 はじめに

1.1 研究背景・目的

伝統的ファイナンスにおいて、市場の効率性は中心的存在であり、重要な仮説として長らく研究の対象となってきた。市場の効率性は、合理的な投資家^{*1}が、新しい情報を即座に証券価格に反映させる情報処理の速度と、その情報を正当に評価する情報処理の精度を前提としている。市場の効率性は、必ずしも個々の非合理的な投資家の存在を否定してはいない。しかし、非合理的な投資家の取引によって価格にバイアスが生まれたとしても、合理的な投資家によって裁定取引が行われれば、非合理的な投資家は利益を得ることができず、いずれは市場から退出を余儀なくされる。従って、価格はファンダメンタルに収斂し、市場の効率性は保たれるとされている。

これまで、株式市場や債券市場、為替市場などの市場の効率性に関する理論的・実証的な研究が多く行われている。それらの研究は、80年代初期までは市場の効率性を支持していたものの、80年代以降は市場の効率性に疑問が呈されている。特に、米国を中心に種々のアノマリーが報告されている(加藤 [2002])。

このようなアノマリーに対し、行動ファイナンスでは、投資家の合理性ではなく、不確実性下における意思決定についての非合理性に関して、心理学的側面から説明を試みている。その結果、人々の不確実性に対する認識や、選択に関する評価基準などの非合理的な種々のバイアスが知られている。

近年では、実際の個人投資家や機関投資家の予想データを用いて実証研究が行われている。そして、数多くの研究が、投資家の予測力はほとんどない^{*2}、もしくは投資家の見通しと実現リターンは負の相関 (Fisher and Statinan [2000]) をもつことが報告されている。また、予測の正確性に関して、Hafer et al. [1992] では、3ヶ月 Treasury Bills 金利のサーベイ予想の金利は、先物金利レートよりも予測誤差が大きいと結論づけている。しかし、日本の機関投資家の予想データを用いた予想形成のバイアスについての研究は十分ではなく、本論文では予想の傾向および情報選択に対するバイアスを分析する。本論文の主題は、機関投資家の予想は合理的に行われているのか、もし合理的に行われていないとすれば、そこにはどのようなバイアスが存在しているのであろうか、である。本論文では、株式会社 QUICK が実施している国内機関投資家の株式市場・債券市場・為替市場に関する、将来に対する予想データをコンセンサス予想として用い、以下の2点を明らかにしたい。

第一に、機関投資家は合理的な期待形成を行なっているかどうかである。伝統的な経済学において、代表的な経済主体は利用可能なすべての情報を用いて、内包するモデルに従って最善な期待を行っている、とされている。つまり、機関投資家はマクロな経済情報や個別企業の業績など市場に関する様々な情報の収集・分析に注力しているが、もし、それらの情報を用いて合理的に予想を行うのであれば、その時点で利用可能なすべての情報を織り込んだ予想が形成されるはずである。Muth

^{*1} ここでは、機関投資家など情報が多いプロの投資家を合理的な投資家、情報の少ない個人投資家を非合理的と想定している。

^{*2} Greenwood and Shleifer [2014] は、米国の個人投資家に向けたサーベイ調査を用いて分析を行い、個人投資家の予想リターンは有意に将来リターンを予測できていないとしている。

[1961] では、時点 t における情報集合 Ω_t とすると、変数 x の時点 $t+1$ における期待値 x_{t+1}^e は、

$$x_{t+1}^e = E(x_{t+1}|\Omega_t)$$

条件付き期待値に等しくなる、と合理的期待形成仮説を定式化している。さらに、合理的期待形成仮説と期待値繰返しの法則より、

$$E(x_{t+1}^e) = E\{E(x_{t+1}|\Omega_t)\} = E(x_{t+1})$$

が得られる。このとき、合理的期待形成仮説が成立するための 2 つの必要条件が得られる。1 つ目の性質は期待誤差 $u_{t+1}(\equiv x_{t+1} - E(x_{t+1}|\Omega_t))$ の平均が 0 となること

$$E(u_{t+1}|\Omega_t) = 0$$

である。もう 1 つは期待誤差 u_{t+1} が情報集合内の変数、特に過去の期待誤差と相関をもたないこと

$$E(u_{t+1}u_{t-i}) = 0 \quad \forall i$$

である。また、Zarnowitz [1985] は合理的期待形成仮説が満たすべき性質として、期待誤差 u_{t+1} が情報集合と無相関

$$E(u_{t+1}\Omega_t) = 0$$

を挙げている。つまり、合理的期待形成仮説の下では、主観的期待値は平均的には実現値と等しくなり、期待値と実現値の誤差にシステマチックな推移はなく完全にランダムである、とされている。近年の、投資家の合理的期待形成仮説を検証する実証研究は、いずれかの必要条件を帰無仮説として検定を行っている。もし、帰無仮説が棄却されるのであれば、投資家予想は合理的期待形成から逸脱していることになる。

実証研究の多くは、投資家予想は合理的期待形成仮説から逸脱していることを報告している。予測誤差の予測可能性に関しては、株式市場では投資家の予測誤差が短期金利や配当利回りで予測可能 (Bacchetta, Mertens, and Wincoop [2009]) ということや為替市場では中期的には予測誤差が過去の為替市場の変動で予測可能 (Ito [1990]) であるということが報告されている。また、金融市場のみならず、マクロ変数のコンセンサス予想は過小反応傾向^{*3} (Bordalo et al. [2018]) という先行研究がある。Greenwood and Shleifer [2014] は、サーベイ調査から得られた個人投資家の期待形成は非合理的であり、代表的な経済主体を想定したモデルとは合致しないと結論づけている。本論文においても、予測誤差の自己相関の検定を行い、機関投資家の予想は合理的期待形成仮説と整合的であるかどうかを検証する。また、予測誤差にシステマチックなバイアスがあり予測可能性があるならば、Coibion and Gorodnichenko [2015] の手法を用いて、情報に対する反応を分析する。

第二に、機関投資家の予想形成の決定要因はなんなのだろうか。もし、機関投資家が合理的に期待形成を行なっておらず、利用可能なすべての情報を用いていないのであれば、どのような選択を行っているのか。もっといえば、どの情報を重視し、どの情報を軽視しているのだろうか、で

^{*3} 予測誤差が予測の修正によって予測可能という Coibion and Gorodnichenko [2015] の手法を用いている。

ある。アナリストは取得可能な情報のすべてを使用している訳ではない (Lys and Sungkyu [1990]) ことや、米国の個人投資家の過去のリターンや学歴など個人的経験が期待形成に影響を与えている (Amromin and Sharpe [2014]) と報告されている。また、米国の株式市場の投資家へのサーベイ調査から得られた期待リターンは、市場の変動から影響を受けており、過剰に外挿的な順張り傾向を示している (Greenwood and Shleifer [2014])。さらに、日本株への資産配分の意思決定は、景気・企業動向や内部市場・市場心理に強く依拠している (岩澤 [2018]) と報告されている。本論文でも、先行研究に倣い、投資家予想が市場の変動から受ける影響と、種々の変数やサーベイ調査から得られた変動要因の指数などを用いて分析を行う。

1.2 分析結果および論文の概要

前節で挙げた 2 つの主題に対する結果を、本節では要約する。

第一に、日本の機関投資家は合理的期待形成仮説と整合的であるかどうかは、いずれも逸脱していると結論づける。予測誤差は自己相関を持つことから、予測誤差の予測可能性が示され、株価予想・為替予想では情報に対して過小反応する傾向が得られる。また、株価予想に関しては、予想値は実現値を大きく上回り、楽観的なバイアスが見受けられる。

第二に、日本の機関投資家は、市場の過去の変動に注目しており、逆張りのな予想形成を行う傾向があるといえる。市場の過去の変動を過度に注目すること自体は、米国の投資家と同様であるが、米国では順張り傾向 (Greenwood and Shleifer [2014]) であることに對し、日本では逆張り傾向であるという違いがみられる。また、市場予想においていくつか有用な情報があるにも関わらず、機関投資家は予想形成には全く用いていない、もしくは逆の予想形成に用いることが確認できる。

本論文の構成は以下の通りである。第 2 章では、株式会社 QUICK のコンセンサス予想を中心に、分析に使用したデータの概説を行う。第 3 章では、まず、コンセンサス予想の予測力の確認を行う。次に、本論文の主題である合理的期待形成仮説との整合性および機関投資家の情報の選択性についての分析を行う。第 4 章では、結論と考察を述べる。

2 データ

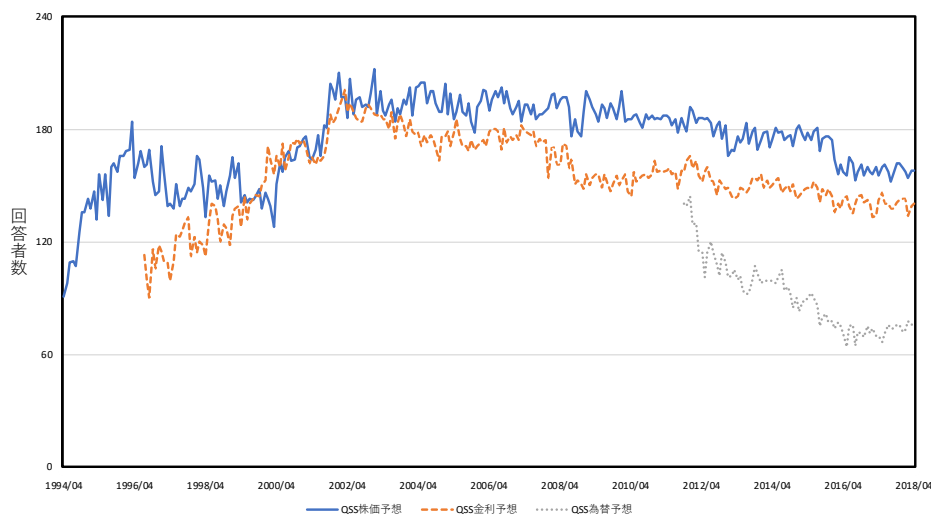
2.1 QSS 月次調査概要

本論文では、投資家の期待形成を分析するために、QSS 月次調査を市場における投資家のコンセンサス予想として扱っている。

本論文で取り上げる QSS 月次調査とは、正確には「QUICK 月次調査＜株式＞」（以下、QSS 株式調査）「QUICK 月次調査＜債券＞」（以下、QSS 債券調査）「QUICK 月次調査＜外為＞」（以下、QSS 外為調査）を指し、株式会社 QUICK が 1994 年から実施している金融市場について国内の投資家の現在の認識および先行き予想に関する、国内最大規模の市場アンケート調査のことである。

ここでいう国内の投資家とは、株式・債券・外為の各分野の市場参加者であり、具体的には日本の主要な証券会社、銀行、機関投資家に所属するファンドマネージャー、ディーラー、ストラテジスト、エコノミストなどである。QSS 株式調査は 1994 年 4 月、QSS 債券調査は 1996 年 7 月、QSS 外為調査は 2011 年 9 月から調査を開始し以降毎月行われ、近年の回答者数は QSS 株式調査、QSS 債券調査は約 150 名前後、QSS 外為調査は約 75 名前後である（参照：図 1）。また、各調査ごとに機関投資家への調査日や公表日が異なっている（表 1 参照）。*4。

図 1 QSS 月次予想回答者数の推移



（注）QUICK 月次調査より、筆者が作成

*4 出典：株式会社 QUICK 「QUICK 月次調査の概要」＜http://qpcx/home/member/uh/qss/qss_survey.html＞}

表 1 QSS 月次調査の概要

	調査日程		回答者数		
	調査期間	公表日	最大	最小	平均
QSS 株式調査	第一木曜日を締め切りに 3 日間	翌月曜日	212	91	173
QSS 債券調査	最終木曜日を締め切りに 3 日間	翌月曜日	201	90	156
QSS 外為調査	第二木曜日を締め切りに 3 日間	翌月曜日	144	64	91

実際の調査項目は、QSS 株式調査では「日経平均株価、TOPIX、日経ジャスダック平均株価の 1, 3, 6 ヶ月後予測」「株価変動要因」「注目すべき投資主体」「現在の日本株のウエート」「当面のウエートに対するスタンス」、また 2000 年 6 月から「セクター別投資スタンス」である。QSS 債券調査では「新発 20 年物、10 年物、5 年物、2 年物、3 カ月物の 1, 3, 6 ヶ月後債券利回り予測」「債券価格変動要因」「注目する投資主体」「現在のウエート」「当面のウエートに対するスタンス」「現在のデュレーション」「当面のデュレーションに対するスタンス」「注目する債券種別」「信用リスクに対するスタンス」「CPI 変化率予測」である。QSS 外為調査では、ドル／円、ユーロ／円、ユーロ／ドルの今月末、3, 6 ヶ月後の予測（以下、本論文では便宜上”今月末の予測”を”1 ヶ月後の予測”と呼ぶ）「為替変動要因」「通貨別の上昇・下落判断」「日米欧の中央銀行の政策」「各国株式相場の上昇・下落判断」「資産別のパフォーマンス判断」「外貨建て資産のスタンス」「外貨建て資産のヘッジスタンス」「通貨別資産のスタンス」である。

本論文では、これらの質問項目のうち、QSS 株式調査の「日経平均株価の予測値の平均」（以下、QSS 株価予想）、QSS 債券調査の「新発 10 年国債利回りの予測値の平均」（以下、QSS 金利予想）（ただし、新発 10 年国債利回りの予測値データは 1998 年 7 月以降）、QSS 外為調査の「ドル／円の予測値の平均」（以下、QSS 為替予想）を、国内機関投資家の各市場に対するコンセンサス予想として使用する。

また、各調査ごとに、注目している市場の変動要因に関する質問が行われている。質問内容は、回答者に「今後 6 ヶ月間程度を想定してお答え下さい。」とした上で、「(1) 最も注目している変動要因を以下の 1～6 から一つだけ選んで、数字をご記入下さい。」という質問を行ない、回答者の割合から注目度を算出している。また、「(2) 各要因は相場にどのような影響を与えると予測していますか。それぞれ一つずつ丸印をお付け下さい。」として「1 強いプラス」「2 プラス」「3 中立・不明」「4 マイナス」「5 強いマイナス」の質問を行ない、各質問項目にそれぞれ 100, 75, 50, 25, 0 を掛け、有効回答者数で加重平均し、50 をニュートラル、0 から 100 までの値をとる指数を算出している。ただし、QSS 為替調査では、対円、対ドルに関してそれぞれ行われている。各調査ごとの変動要因の項目は、表 2 の通りである。

表 2 変動要因の項目

	QSS 株式調査	QSS 債券調査	QSS 外為調査
1	景気・企業業績	景気動向	景気動向
2	金利動向	物価動向	物価動向
3	為替動向	短期金利／金融政策	貿易
4	政治・外交	為替動向	投資
5	内部要因・市場心理	海外金利	金利／金融政策
6	海外株式・債券市場	債券需給	当局の姿勢（介入含む）
7	-	株価動向	政治／外交

2.2 検証データ

本論文では、3 種類の QSS 月次調査、日経平均株価および対数配当利回り、日本国債 10 年および 1 年利回り、ドル円のスポットおよびフォワードレートを使用する。表 3 にその概要を掲載している。

表 3 データの要約

データ種別	データ	データ期間		データソース
	データ名	開始	終了	
QSS 株式調査	QSS 株価予想	1994/4	2018/4	QUICK
	株価変動要因	1994/4	2018/4	QUICK
QSS 債券調査	QSS 金利予想	1998/7	2018/4	QUICK
	債券価格変動要因	1998/7	2018/4	QUICK
QSS 外為調査	QSS 為替予想	2011/10	2018/4	QUICK
	為替変動要因	2011/10	2018/4	QUICK
株価指数	日経平均株価	1990/4	2018/9	ブルームバーグ
国債利回り	日本国債 10 年利回り	1994/7	2018/10	ブルームバーグ
	日本国債 1 年利回り	1998/7	2018/4	ブルームバーグ
為替レート	ドル円スポットレート	2007/10	2018/4	ブルームバーグ
	ドル円フォワードレート	2011/10	2018/4	ブルームバーグ
その他の変数	日経平均株価対数配当利回り	1994/4	2018/4	ブルームバーグ

(注) QSS 月次調査は月次データ、それ以外のデータは日次データである。

3 分析

3.1 コンセンサス予想の評価

日本の機関投資家のコンセンサス予想に、市場に対する予測力はあるのだろうか。本節では、コンセンサス予想の評価を行う。

3.1.1 コンセンサス予想の予測力

本項では、コンセンサス予想と実現値を用いて時系列回帰を行い予測力の評価を行う。

具体的には、QSS 株価予想については、時点 t における機関投資家への調査期間中の日経平均株価の平均値を \bar{P}_t とし、 $h(= 1, 3, 6)$ ヶ月後の日経平均株価の実現値を P_{t+h} 、QSS 株価予想値を $P_{t+h|t}^f$ とする。このとき、 h ヶ月間の実際の株価リターンを $R_{t,t+h}(\equiv \frac{P_{t+h} - \bar{P}_t}{\bar{P}_t})$ 、 h ヶ月間の予想株価リターンを $R_{t,t+h|t}^f(\equiv \frac{P_{t+h|t}^f - \bar{P}_t}{\bar{P}_t})$ とする。よって、QSS 株価予想の予測力を測る回帰式は

$$R_{t,t+h} = \alpha + \beta R_{t,t+h|t}^f + \varepsilon_{t+h} \quad (1)$$

とする。

同様に、債券市場については、時点 t における機関投資家への調査期間中の日本国債 10 年利回りの平均値を \bar{r}_t とし、 $h(= 1, 3, 6)$ ヶ月後の日本国債 10 年利回りの実現値を r_{t+h} 、QSS 金利予想値を $r_{t+h|t}^f$ とする。このとき、 h ヶ月間の実際の金利変化を $d_{t,t+h}(\equiv r_{t+h} - \bar{r}_t)$ 、 h ヶ月間の予想金利変化を $d_{t,t+h|t}^f(\equiv r_{t+h|t}^f - \bar{r}_t)$ とする。よって、QSS 金利予想の予測力を測る回帰式は

$$d_{t,t+h} = \alpha + \beta d_{t,t+h|t}^f + \varepsilon_{t+h} \quad (2)$$

とする。

同じく、為替市場についても、時点 t における機関投資家への調査期間中のドル／円の為替レートの平均値を \bar{S}_t とし、 $h(= 1, 3, 6)$ ヶ月後のドル／円の為替レートの実現値を S_{t+h} 、QSS 為替予想値を $S_{t+h|t}^f$ とする。このとき、 h ヶ月間の実際の為替変化率を $X_{t,t+h}(\equiv \frac{S_{t+h} - \bar{S}_t}{\bar{S}_t})$ 、 h ヶ月間の予想為替変化率を $X_{t,t+h|t}^f(\equiv \frac{S_{t+h|t}^f - \bar{S}_t}{\bar{S}_t})$ とする。よって、QSS 為替予想の予測力を測る回帰式は

$$X_{t,t+h} = \alpha + \beta X_{t,t+h|t}^f + \varepsilon_{t+h} \quad (3)$$

とする。分析の結果を表 4 に示す。

QSS 為替 6 ヶ月予想を除き、係数 $\beta = 0$ の帰無仮説を棄却できないため、コンセンサス予想は実現値を説明できず、多くの先行研究と同様に予測力がないことが確認できる。

表 4 コンセンサス予想の予測力

パネル A : QSS 株価予想

$R_{t,t+h} = \alpha + \beta R_{t,t+h t}^f + \varepsilon_{t+h}$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
係数	0.030 [0.114]	-0.080 [-0.261]	-0.072 [-0.190]
定数項	0.016 [0.034]	0.800 [0.439]	1.857 [0.465]
自由度	287	287	287

パネル B : QSS 金利予想

$d_{t,t+h} = \alpha + \beta d_{t,t+h t}^f + \varepsilon_{t+h}$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
係数	0.214 [0.484]	-0.002 [-0.006]	-0.301 [-0.955]
定数項	-0.010 [-0.908]	-0.015 [-0.434]	-0.006 [-1.134]
自由度	236	236	236

パネル C : QSS 為替予想

$X_{t,t+h} = \alpha + \beta X_{t,t+h t}^f + \varepsilon_{t+h}$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
係数	-1.028 [-1.298]	0.056 [0.142]	2.323*** [3.067]
定数項	0.458 [1.377]	1.215 [0.823]	-1.730 [-0.605]
自由度	77	77	77

(注) ***, **, *はそれぞれ回帰係数が 1%, 5%, 10% の有意水準（両側）で統計的に有意であることを示す。系列相関および不均一分散を考慮し、係数の t 値の推定には、Newey and West [1987] を使用し、ラグは h の 2 倍としている。[] の中は、係数の t 値を表している。データ期間は、QSS 株価予想は 1994 年 4 月から 2018 年 4 月、QSS 金利予想は 1998 年 7 月から 2018 年 4 月、QSS 為替予想は 2011 年 10 月から 2018 年 4 月、日経平均株価は 1994 年 4 月から 2018 年 9 月、日本国債 10 年利回りは 1998 年 7 月から 2018 年 10 月、ドル／円の為替レートは 2011 年 10 月から 2018 年 10 月。数値データはすべて % に換算し、回帰分析を行なっている。

3.1.2 コンセンサス予想の正確性

本項では、実現値とコンセンサス予想の差を予測誤差とし、ナイーブな予想^{*5}の予測誤差と比較することで、コンセンサス予想の正確性の分析を行う。

本項では、予測誤差の計測方法として、RMSE（Root Mean Square Error, 平均平方二乗誤差）、MAE（Mean Absolute Error, 平均絶対誤差）を行う^{*6}。具体的には、時点 t における h ヶ月先の予測誤差を $FE_{t,t+h}$ とすると、 $RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (FE_{t,t+h})^2}$, $MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |FE_{t,t+h}|$ として誤差は計測される。ただし、株価の予測誤差は $FE_{t,t+h} = R_{t,t+h} - R_{t,t+h|t}^f$, 金利の予測誤差は $FE_{t,t+h} = d_{t,t+h} - d_{t,t+h|t}^f$, 為替の予測誤差は $FE_{t,t+h} = X_{t,t+h} - X_{t,t+h|t}^f$ である。また、時点 t における h ヶ月先のナイーブ予想の値は、調査時点での足元の水準である。そのため、本論文では機関投資家へのサーベイ期間の平均値を使用している。例えば、時点 t における h ヶ月先の株価のナイーブ予想は \bar{P}_t であり、予測誤差は $FE_{t,t+h} = R_{t,t+h}$ である。分析結果を表 5 に示す。

QSS 株価・金利予想ではすべての期間・予測誤差の比較において、QSS 予想はナイーブ予想よりも誤差が大きいことが確認できる（表 5：パネル A, B）。一方、QSS 為替予想では、短期（ $h = 1$ ）には QSS 為替予想の方が誤差が大きいものの、長期（ $h = 6$ ）ではナイーブ予想の方が誤差が大きくなる（表 5：パネル C）。これは、QSS 為替 6 ヶ月予想の説明力が有意に正であることと整合的である（表 4：パネル C）。

また、前項の結果と合わせると、QSS 株価予想・金利予想の予測力はほとんどなく、正確性はナイーブな予想にも劣っているとわかる。一方、QSS 為替予想からは、機関投資家に短期的な予測力はなくとも、長期的な大まかな予測力や正確性はないとまではいえないだろう。

^{*5} ここでは、現在の値がそのまま将来も実現すると予想すること。

^{*6} Hafer et al. [1992] では、予測誤差の計測方法として、RMSE, MAE を用いている。

表5 コンセンサス予想の予測誤差

パネル A : QSS 株価予想				
$FE_{t,t+h} = R_{t,t+h} - R_{t,t+h t}^f$	予想	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
RMSE	コンセンサス予想	5.497	10.905	17.203
	ナイーブ予想	5.240	10.048	15.622
MAE	コンセンサス予想	4.337	8.604	13.674
	ナイーブ予想	4.169	7.968	12.381
サンプル数		289	289	289
パネル B : QSS 金利予想				
$FE_{t,t+h} = d_{t,t+h} - d_{t,t+h t}^f$	予想	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
RMSE	コンセンサス予想	0.145	0.246	0.298
	ナイーブ予想	0.142	0.230	0.256
MAE	コンセンサス予想	0.095	0.181	0.235
	ナイーブ予想	0.090	0.155	0.188
サンプル数		238	238	238
パネル C : QSS 為替予想				
$FE_{t,t+h} = X_{t,t+h} - X_{t,t+h t}^f$	予想	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
RMSE	コンセンサス予想	2.243	4.895	7.326
	ナイーブ予想	2.093	4.995	8.131
MAE	コンセンサス予想	1.720	3.774	5.474
	ナイーブ予想	1.652	3.681	6.065
サンプル数		79	79	79

(注) 予測誤差を $FE_{t,t+h}$ とし, $RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (FE_{t,t+h})^2}$, $MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |FE_{t,t+h}|$ を計測している. サンプル期間は, QSS 株価予想は 1994 年 4 月から 2018 年 4 月, QSS 金利予想は 1998 年 7 月から 2018 年 4 月, QSS 為替予想は 2011 年 10 月から 2018 年 4 月, 日経平均株価は 1994 年 4 月から 2018 年 9 月, 日本国債 10 年利回りは 1998 年 7 月から 2018 年 10 月, ドル/円の為替レートは 2011 年 10 月から 2018 年 10 月. 数値データはすべて % に換算し分析を行なっている.

3.2 コンセンサス予想の合理性

前節では, 多くの先行研究と同様に, コンセンサス予想にはほとんど予測能力がないことを確認した. しかし, 一般的に将来の正確な予測は困難であり, 近年の研究では専ら投資家の合理性を分析対象としている. 本節では, 投資家予想の合理性を分析する.

3.2.1 コンセンサス予想の傾向

本節では、コンセンサス予想の方向性が、よく知られた期待形成の仮説と整合的かどうか分析を行う。

まず初めに、各市場の予想変動 ($R_{t,t+h|t}^f$, $d_{t,t+h|t}^f$, $X_{t,t+h|t}^f$) と実際の変動 ($R_{t,t+h}$, $d_{t,t+h}$, $X_{t,t+h}$) のそれぞれの平均値の比較を行う。ただし、市場ごとに機関投資家への調査のタイミングが異なり計測期間が正確に 1, 3, 6 ヶ月間とはならないため、1 ヶ月を 20 営業日とし、調査期間の中日から予想対象日までの営業日を h ヶ月間の営業日になるようスケーリングした変動を計算している。例えば、調査期間の中日から予想対象日までの営業日数を $D_{t,t+h}$ とすると、株価の予想リターンの平均値は、 $\bar{R}_{t,t+h|t}^f = \frac{1}{n} \sum (\frac{20}{D_{t,t+h}} h \times R_{t,t+h|t}^f)$ で算出している（ただし、 n はサンプル数）。また、1, 3, 6 ヶ月の変動に対しそれぞれ 12 倍、4 倍、2 倍して年率換算した変動の平均を求めた。結果を表 6 に示す。

QSS 株価予想では、年間 16% 前後のリターンを期待していることが確認できる（表 6：パネル A）。通常、株価のリスクプレミアムは正であるため、将来の価格上昇を期待することと整合的である。しかし、年間 16% と過剰な期待リターンを抱いている点では非合理的といえる^{*7}。原因として、日本のアナリストの個別企業の将来の業績に対するコンセンサス予想は過度に楽観的であり（太田・近藤 [2011]）、QSS 株価予想にも楽観的なバイアスが含まれていると考えられる。

QSS 金利予想は、平均して年間 0.2% 程度の金利上昇を予想していることが確認できる（表 6：パネル B）。金利は株価と異なり、定常的で平均回帰性があると考えerことは不自然ではない。実際のこの期間の日本の金利は低金利であったため、平均回帰性があると投資家が考えれば金利上昇方向の期待形成は整合的であるといえる。

QSS 為替予想では、平均して年間 2.5% から 4.5% 程度円安方向に予想する傾向が見られる（表 6：パネル C）。将来の為替レートに関しては、キャリートレードの期待超過リターンが 0 になることから、カバーなし金利パリティという仮説が存在する。もし、カバーなし金利パリティ^{*8}が成立していれば、将来の為替レートの期待値は、2 ヶ国間の金利の違いから (4) 式で定まる。

$$E_t[S_{t+1}] = \frac{1 + i_t^D}{1 + i_t^F} S_t \approx S_t (1 + i_t^D - i_t^F) \quad (4)$$

ただし、 i_t^D は自国通貨のリスクフリーレート、 i_t^F は外国通貨のリスクフリーレートを示す。この期間において、一貫して日本の金利は米国の金利よりも低かったためカバーなし金利パリティからは円高方向が期待されるが、コンセンサス予想は円安方向を示しており整合的ではない。しかし、日本において 2013 年から異次元の量的・質的金融緩和が行われ、実際の為替レートは円安方向に推移して

^{*7} 米国株式市場の戦後の平均超過リターンは、合理的なモデルが示唆するものよりも随分と高く、エクイティ・プレミアム・パズルとして扱われている。それでも、1951 年から 2000 年までの期間で年率 7.43 % (Fama and French [2002]) に過ぎない。これに比べて、日本の機関投資家の 16% という予想は相当に高いといえる。

^{*8} (Burnside et al. [2011]) より、自国通貨 1 単位を借り、外国通貨をロングした場合の自国通貨建ての超過リターンは

$$z_{t+1}^L = (1 + i_t^F) \frac{S_{t+1}}{S_t} - (1 + i_t^D)$$

である。このとき、 $E_t[z_{t+1}^L] = 0$ が成り立つという仮説をカバーなし金利パリティという。

いた。コンセンサス予想は、このことを正しく予想して、円安予想を形成していたと捉えることもできる。

以上より、予想の方向性は、仮定した期待形成モデル、もしくは実際の市場を正しく予想した結果と整合的であるといえる。

表 6 コンセンサス予想の予想変動

パネル A : QSS 株価予想 (単位は %)				
$\bar{R}_{t,t+h t}^f = \frac{1}{n} \sum (\frac{20}{D_{t,t+h}} h \times R_{t,t+h t}^f)$, $\bar{R}_{t,t+h} = \frac{1}{n} \sum (\frac{20}{D_{t,t+h}} h \times R_{t,t+h})$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	
予想リターン : $\bar{R}_{t,t+h t}^f$	1.363 (16.352)	4.019 (16.077)	7.642 (15.285)	
実現リターン : $\bar{R}_{t,t+h}$	0.034 (0.404)	0.516 (2.066)	1.344 (2.687)	
サンプル数	289	289	289	
パネル B : QSS 金利予想 (単位は %)				
$\bar{d}_{t,t+h t}^f = \frac{1}{n} \sum (\frac{20}{D_{t,t+h}} h \times d_{t,t+h t}^f)$, $\bar{d}_{t,t+h} = \frac{1}{n} \sum (\frac{20}{D_{t,t+h}} h \times d_{t,t+h})$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	
予想金利変化 : $\bar{d}_{t,t+h t}^f$	0.013 (0.152)	0.056 (0.224)	0.113 (0.227)	
実現金利変化 : $\bar{d}_{t,t+h}$	-0.005 (-0.061)	-0.015 (-0.059)	-0.030 (-0.060)	
サンプル数	238	238	238	
パネル C : QSS 為替予想 (単位は %)				
$\bar{X}_{t,t+h t}^f = \frac{1}{n} \sum (\frac{20}{D_{t,t+h}} h \times X_{t,t+h t}^f)$, $\bar{X}_{t,t+h} = \frac{1}{n} \sum (\frac{20}{D_{t,t+h}} h \times X_{t,t+h})$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	
予想為替変化率 : $\bar{X}_{t,t+h t}^f$	0.206 (2.471)	1.113 (4.451)	2.064 (4.128)	
実現為替変化率 : $\bar{X}_{t,t+h}$	0.450 (5.394)	1.414 (5.655)	2.981 (5.961)	
サンプル数	79	79	79	

(注) () の中は年率換算した値を表している。サンプル期間は、QSS 株価予想は 1994 年 4 月から 2018 年 4 月、QSS 金利予想は 1998 年 7 月から 2018 年 4 月、QSS 為替予想は 2011 年 10 月から 2018 年 4 月、日経平均株価は 1994 年 4 月から 2018 年 9 月、日本国債 10 年利回りは 1998 年 7 月から 2018 年 10 月、ドル／円の為替レートは 2011 年 10 月から 2018 年 10 月。

3.2.2 コンセンサス予想の合理的期待形成

前項では、予想の方向性と仮定したモデルの整合性を確認したが、本項では機関投資家の予想が合理的期待形成に従うか分析する。

合理的期待形成仮説の下では、予想時点における利用可能なすべての情報を用いても将来の予測誤差は予測不可能とされている。なぜなら、もし予測誤差が予測可能であれば、予測時点でその情報は予測に反映されていなければならないからである。本項では、時点 t における h ヶ月先の予測誤差 $FE_{t,t+h}$ の自己相関の検定として、ラグを i をとった以下の回帰を行う。

$$FE_{t,t+h} = \alpha + \beta FE_{t-i,t-i+h} + \varepsilon_{t+h} \quad (5)$$

QSS 株価・為替予想では $i \geq h$ ，QSS 金利予想では $i \geq h+1$ でそれぞれ予測可能性を検証する^{*9}。結果を表 7 に示す。

表 7 より、すべての市場の 1 ヶ月先予想の予測誤差に自己相関が確認でき、合理的期待形成仮説から逸脱しているといえる。一方、QSS 株価・金利予想は 3 ヶ月先予想でも自己相関がみられるが、6 ヶ月先予想ではすべての市場でみられなかった。

次に、予測誤差の自己相関があることから、予測誤差の予測可能性について Coibion and Gorodnichenko [2015] の手法を用いて分析する。合理的期待形成仮説の下では、予測者は入手可能な情報を用いて予測を行っており、予測誤差と予測時点の情報は無相関であるが、実証研究において予測が行われた時点で利用可能な情報すべてを集めることは不可能である。そのため、Coibion and Gorodnichenko [2015] では、直近の情報が予測の修正に反映されているとし、予測誤差を予測の修正で回帰することで、予測者の合理的期待形成仮説の検証と情報に対する過剰反応（overreaction）、過小反応（underreaction）を分析する以下の手法を提唱している。

まず、 x_{t+h} を時点 $t+h$ における実現値、 $x_{t+h|t}$ を時点 t における時点 $t+h$ の予測値とすると、1 時点前から時点 t の予測値の予測の修正は、

$$FR_{t,t+h} = x_{t+h|t} - x_{t+h|t-1} \quad (6)$$

で表さる。予測誤差と予測の修正の関係式は

$$x_{t+h} - x_{t+h|t} = \alpha + \beta FR_{t,t+h} + \varepsilon_{t+h} \quad (7)$$

とする。

^{*9} QSS 債券調査は月末よりも手前で行われるため、時点 t の予想形成に $FE_{t-h,t}$ の情報は使えない、従って $i \geq h+1$ とする。

表 7 予測誤差の自己相関

$$FE_{t,t+h} = \alpha + \beta FE_{t-i,t-i+h} + \varepsilon_{t+h}$$

ラグ (i)	QSS 株価予想			QSS 金利予想			QSS 為替予想		
	h = 1	h = 3	h = 6	h = 1	h = 3	h = 6	h = 1	h = 3	h = 6
1	0.148** [2.254]						0.219** [2.198]		
2	0.039** [0.678]			-0.015 [-0.214]			0.004 [0.039]		
3	0.13 [2.478]	0.23*** [2.785]		-0.244 [-1.867]			-0.093 [-1.325]	0.045 [0.317]	
4	0.054 [1.014]	0.108 [1.224]		-0.208*** [-3.461]	0.041 [0.578]		-0.087 [-0.808]	-0.12 [-0.725]	
5	-0.002 [-0.035]	0.016 [0.178]		-0.08* [-1.729]	-0.078** [-2.349]		-0.259 [-1.821]	-0.232 [-1.112]	
6	-0.069 [-1.176]	-0.039 [-0.382]	0.152 [1.193]	0.076 [0.888]	-0.077 [-1.269]		-0.031 [-0.402]	-0.227 [-1.083]	-0.176 [-0.644]
7	0.017 [0.287]	-0.017 [-0.135]	0.096 [0.646]	0.079 [1.16]	-0.077 [-1.05]	-0.108 [-0.597]	-0.121 [-1.112]	-0.224 [-1.145]	-0.227 [-0.796]
8	0.044 [0.798]	0.032 [0.21]	0.065 [0.372]	0.088 [1.551]	0.004 [0.067]	-0.119 [-0.55]	-0.148 [-1.248]	-0.187 [-1.134]	-0.235 [-1.082]
9	0.049 [0.69]	0.042 [0.294]	0.04 [0.228]	-0.104 [-1.247]	0.018 [0.301]	-0.124 [-0.581]	-0.081 [-0.672]	-0.114 [-0.755]	-0.203 [-1.444]
10	0.018 [0.258]	0.02 [0.15]	0.018 [0.104]	-0.033 [-0.524]	0.034 [0.541]	-0.127 [-0.573]	0.292*** [2.947]	0.061 [0.426]	-0.145 [-1.526]
11	-0.02 [-0.305]	-0.015 [-0.123]	0.002 [0.01]	-0.024 [-0.434]	-0.046 [-0.847]	-0.134 [-0.696]	0.135 [1.36]	0.146 [1.33]	-0.134 [-1.411]
12	0.039 [0.745]	-0.019 [-0.174]	-0.008 [-0.052]	-0.071 [-0.947]	-0.051 [-1.18]	-0.161 [-0.953]	-0.047 [-0.503]	0.088 [1.204]	-0.168 [-1.509]
13	-0.035 [-0.592]	-0.021 [-0.197]	-0.023 [-0.166]	-0.087 [-1.968]	-0.08* [-1.889]	-0.176 [-1.143]	-0.07 [-0.726]	-0.084 [-0.731]	-0.208 [-1.51]
14	0.036 [0.578]	-0.028 [-0.289]	-0.031 [-0.248]	-0.002 [-0.042]	-0.064 [-1.532]	-0.17 [-1.222]	-0.195*** [-2.644]	-0.267 [-1.664]	-0.243 [-1.484]

(注) ***, **, *はそれぞれ回帰係数が 1%, 5%, 10% の有意水準（両側）で統計的に有意であることを示す。系列相関および不均一分散を考慮し係数の t 値の推定には, Newey and West [1987] を使用し, ラグは h の 2 倍としている。[] の中は係数の t 値を示す。

このとき、合理的期待形成仮説では予測修正を含む利用可能なすべての情報を使用しても予測誤差を予測できないため、帰無仮説： $\beta = 0$ になる。一方、 $\beta > 0$ ならば予想は過小反応、 $\beta < 0$ ならば予想は過剰反応を示すことになる。1時点前から時点 t までの間に予測値に対して肯定的な情報を受け取ったとき、正の予測の修正 $FR_{t,t+h} > 0$ が行われると仮定する。このとき、もし予測が過小反応であれば上方修正は不十分になるため、平均的に予測誤差は正 ($E[x_{t+h} - x_{t+h|t}] > 0$) になり、 $\beta > 0$ となるからである（予測値に対して否定的な情報を受け取ったとき、負の予測の修正が行われると仮定すると、過小反応であれば下方修正は不十分になり、平均的に予測誤差は負になる）。反対に、もし予測が過剰反応であれば上方修正は過度に行われるため、平均的に予測誤差は負 ($E[x_{t+h} - x_{t+h|t}] < 0$) になり、 $\beta < 0$ となるからである（予測値に対して否定的な情報を受け取ったとき、負の予測の修正が行われると仮定すると、平均的に予測誤差は正になる）。

本論文では、予想対象日が等しい3ヶ月予想値から1ヶ月予想値の変動、6ヶ月予想値から1ヶ月予想値の変動をそれぞれ予測の修正として分析を行なった。具体的には、時点 $t-j+1$ の $j(=3,6)$ ヶ月予想から時点 t における1ヶ月予想の、予測の修正をQSS株予想では $FR_{t,t+1} = \frac{P_{t+1|t}^f - P_{t+1|t-j+1}^f}{P_{t-j+1}}$ 、予測誤差を $FE_{t,t+1|t-j+1} = \frac{P_{t+1|t}^f - P_{t+1|t}^f}{P_{t-j+1}}$ とする。同様に、QSS金利予想では、予測の修正を $FR_{t,t+1} = r_{t+1}^f - r_{t+1|t-j+1}^f$ とし、予測誤差を $FE_{t,t+1|t-j+1} = r_{t+1} - r_{t+1|t-j+1}^f$ とする。QSS為替予想では、予測の修正を $FR_{t,t+1} = \frac{P_{t+1|t}^f - S_{t+1|t-j+1}^f}{S_{t-j+1}}$ 、予測誤差を $FE_{t,t+1|t-j+1} = \frac{S_{t+1} - S_{t+1|t-j+1}^f}{S_{t-j+1}}$ とする。結果を表8に示す。

QSS株価予想は $j=3,6$ において5%の有意水準で $\beta > 0$ 、QSS金利予想は $j=3$ で10%の有意水準のとき $\beta > 0$ （表8）を示し、情報に対して過小反応傾向があることがわかる。

表8 コンセンサス予想の過剰反応・過小反応

	QSS株価予想		QSS金利予想		QSS為替予想	
$FE_{t,t+1 t-j+1} = \alpha + \beta FR_{t,t+1} + \varepsilon_{t+1}$	$j=3$	$j=6$	$j=3$	$j=6$	$j=3$	$j=6$
係数	0.082**	0.039**	0.033	-0.075	0.110*	-0.034
	[2.538]	[2.148]	[0.677]	[-1.452]	[1.958]	[-0.948]
定数項	-0.009***	-0.009**	-0.020**	-0.032**	0.116	0.127
	[-2.706]	[-2.522]	[-2.027]	[-2.348]	[0.454]	[0.488]
自由度	282	282	231	231	72	72

(注) ***, **, *はそれぞれ帰帰係数が1%, 5%, 10%の有意水準(両側)で統計的に有意であることを示す。系列相関および不均一分散を考慮し係数のt値の推定には、Newey and West [1987]を使用し、ラグはjの2倍としている。[]の中は係数のt値を示す。ただし、株価の予測の修正は $FR_{t,t+1} = \frac{P_{t+1|t}^f - P_{t+1|t-j+1}^f}{P_{t-j+1}}$ 、予測誤差を $FE_{t,t+1|t-j+1} = \frac{P_{t+1|t}^f - P_{t+1|t}^f}{P_{t-j+1}}$ 、金利の予測の修正は $FR_{t,t+1} = r_{t+1}^f - r_{t+1|t-j+1}^f$ 、予測誤差を $FE_{t,t+1|t-j+1} = r_{t+1} - r_{t+1|t-j+1}^f$ 、為替の予測の修正は $FR_{t,t+1} = \frac{P_{t+1|t}^f - S_{t+1|t-j+1}^f}{S_{t-j+1}}$ 、予測誤差を $FE_{t,t+1|t-j+1} = \frac{S_{t+1} - S_{t+1|t-j+1}^f}{S_{t-j+1}}$ 。データ期間は、QSS株価予想は1994年9月から2018年4月、QSS金利予想は1998年12月から2018年5月、QSS為替予想は2012年3月から2018年4月、日経平均株価は1994年4月から2018年4月、日本国債10年利回りは1998年7月から2018年5月、ドル/円の為替レートは2011年10月から2018年4月。数値データはすべて%に換算し回帰分析を行なっている。

3.3 コンセンサス予想の期待形成

前節では、日本の機関投資家のコンセンサス予想は合理的期待形成から逸脱していることを確認した。しかし、一般的に機関投資家は予想を行うにあたり様々な情報を収集・分析をしているはずである。それらの情報は、必ずしも常に市場の先行きを正しく予想することに使えるわけでも、同方向のシグナルを示すわけではないだろう。本節では、機関投資家が予想を行う際にどの情報を重視し、また軽視する傾向にあるのかを分析する。

3.3.1 コンセンサス予想の外挿性

Greenwood and Shleifer [2014] では、投資家の将来 12 ヶ月の期待リターンと過去 12 ヶ月間の実現リターンとの間には、強い正の相関があることを示し、投資家は外挿的であると結論づけている。本項でも、株価・金利・為替のそれぞれの将来 1, 3, 6 ヶ月予想値と実現値を過去の変動で回帰し比較を行う。具体的な分析手法は、過去 k ヶ月間の実際の株価リターンを $R_{t-k,t}(= \frac{\bar{P}_t - \bar{P}_{t-k}}{\bar{P}_{t-k}})$ とすると、 h ヶ月間の予想および実現リターンの回帰式はそれぞれ

$$R_{t,t+h|t}^f = \alpha + \beta R_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h} \quad (8)$$

$$R_{t,t+h} = \alpha + \beta R_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h} \quad (9)$$

となる。同様に、10 年国債の過去 k ヶ月間の実際の金利変化を $d_{t-k,t}(= \bar{r}_t - \bar{r}_{t-k})$ とすると、 h ヶ月間の予想および実現金利変化の回帰式はそれぞれ

$$d_{t,t+h|t}^f = \alpha + \beta d_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h} \quad (10)$$

$$d_{t,t+h} = \alpha + \beta d_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h} \quad (11)$$

となる。また、過去 k ヶ月間の実際の為替変化率を $X_{t-k,t}(= \frac{\bar{S}_t - \bar{S}_{t-k}}{\bar{S}_{t-k}})$ とすると、 h ヶ月間の予想および実現リターンの回帰式はそれぞれ

$$X_{t,t+h|t}^f = \alpha + \beta X_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h} \quad (12)$$

$$X_{t,t+h} = \alpha + \beta X_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h} \quad (13)$$

となる。過去 48 ヶ月間までの変動で回帰を行ない、係数の t 値を結果を図 2 に示す^{*10}。ただし、実際には調査が行われてはいない過去の期間では、表 1 を参考に調査機関の平均値を算出している。

特徴的な結果として、すべての市場においてコンセンサス予想は直近の過去の変動を注視しており、投資家は外挿的という米国市場における分析結果（Greenwood and Shleifer [2014]）と整合的である。一方、米国市場では投資家予想は過去の市場の変動と順張り傾向であることに對し、 t 値は負であることから日本の機関投資家は逆張り傾向を示している（図 2）。

^{*10} Moskowitz, Ooi, and Pedersen [2012] 回帰式の β の t 値の比較を行なっている。本論文ではこれを参考にしてている。

一方、同期間における実際の市場の変動はどのようなものだろうか。株式市場において、実際の株価リターンは過去リターンと有意ではないものの短期的にはモメンタム傾向を示している。それにも関わらず QSS 株価予想は一貫して逆張り傾向を示しているおり、機関投資家の予想形成は整合的ではないといえる（図 2：パネル A）。債券市場では、実際の将来 1 ヶ月間の金利変化は過去 1,2 ヶ月間の金利変化と正の相関を示すものの、それ以外では負の相関を示している。QSS 金利予想も直近の金利変化とは負の相関を示しており、1 ヶ月予想の過去 1,2 ヶ月間の金利変化を除けば、市場の変動の方向性とは整合的であるといえる。（図 2：パネル B）。また実際の為替変化率は、短期（1,2 ヶ月）の為替変化率と有意ではないものの正の相関を持ち、中長期以降（6 ヶ月～）では弱い正の相関か負の相関を示している。一方、QSS 為替予想は、短期では強い負の相関、中期（6 ヶ月～32 ヶ月）のでは正の相関を示しており、予想形成は整合的ではないといえる（図 2：パネル C）。

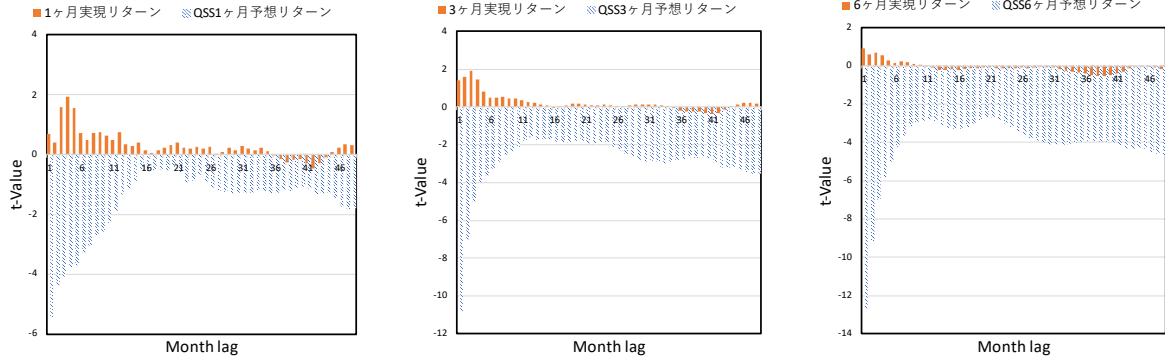
当然、機関投資家は過去の変動だけから市場の予想を行なっているわけではないであろうし、過去の変動は実際の市場を十分に予測できるものではない。しかしながら、市場の傾向に反して、すべての市場で投資家は直近の変動から逆張り方向に予想している。Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam [1998] は、自己責任バイアス^{*11}がモメンタム現象の要因であるとした上で、日本人は欧米人に比べて自己責任バイアスが小さいとしている。その結果、モメンタム現象は欧米市場では観察されるが、日本市場では観察されないと解釈している。このことは、機関投資家予想は過去の市場の変動と、米国市場では順張り傾向である（Greenwood and Shleifer [2014]）ことに対し、日本市場では順張りではなく、むしろから逆張り傾向であることと整合的である。

^{*11} 成功を自らの内的要因に帰す（自己高揚的バイアス）一方、失敗を外部要因に帰す（自己防衛的バイアス）傾向

図2 コンセンサス予想の外挿性

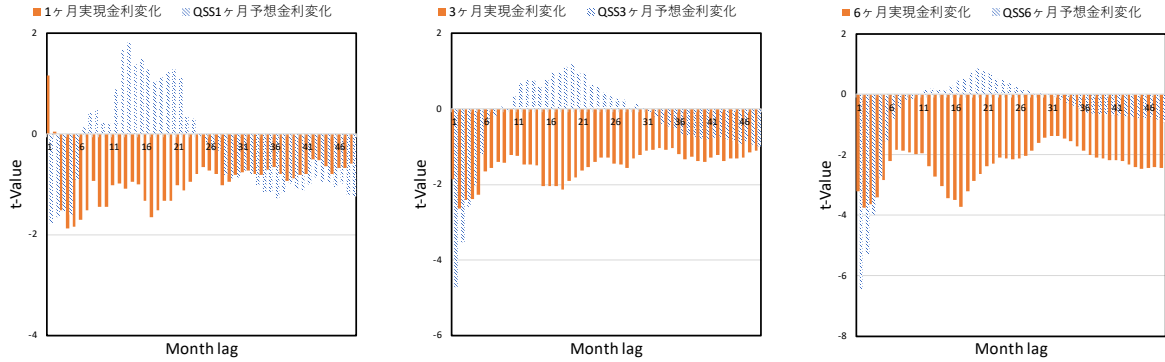
パネル A : QSS 株価予想

$$R_{t,t+h|t}^f = \alpha + \beta R_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h}, \quad R_{t,t+h} = \alpha + \beta R_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h}$$



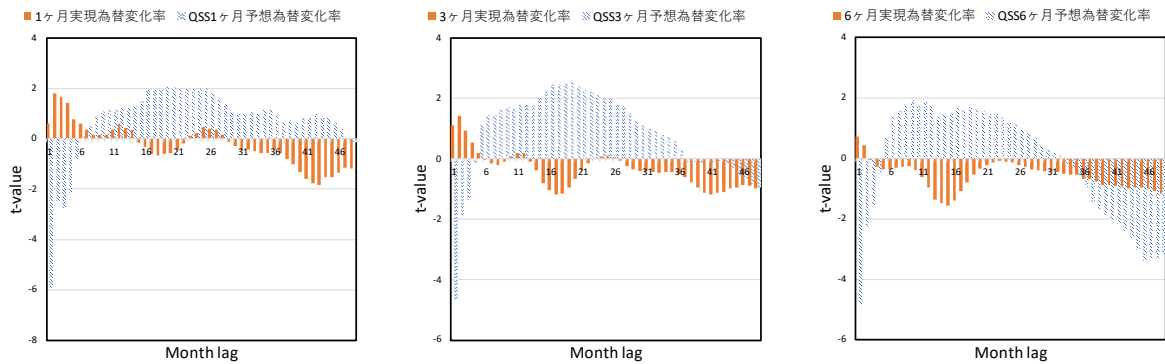
パネル B : QSS 金利予想

$$d_{t,t+h|t}^f = \alpha + \beta d_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h}, \quad d_{t,t+h} = \alpha + \beta d_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h}$$



パネル C : QSS 為替予想

$$X_{t,t+h|t}^f = \alpha + \beta X_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h}, \quad X_{t,t+h} = \alpha + \beta X_{t-k,t} + \varepsilon_{t+h}$$



(注) 系列相関および不均一分散を考慮し係数の t 値の推定には、Newey and West [1987] を使用し、ラグは h の 2 倍を採用している。サンプル期間は、QSS 株価予想は 1994 年 4 月から 2018 年 4 月、QSS 金利予想は 1998 年 7 月から 2018 年 4 月、QSS 為替予想は 2011 年 10 月から 2018 年 4 月、日経平均株価は 1990 年 4 月から 2018 年 9 月、日本国債 10 年利回りは 1994 年 7 月から 2018 年 10 月、ドル/円の為替レートは 2007 年 10 月から 2018 年 10 月。数値データはすべて % に換算し、回帰分析を行なっている。

3.3.2 コンセンサス予想の情報の選択

前項では、機関投資家が過去の市場の変動から影響を受けていることが確認したが、機関投資家は将来の市場に関して、他にも景気変動やバリュエーション指標など様々な情報を活用して予想を行っていると考えられる。本項では、機関投資家がどのような変数に依拠し、また、実際にそれらの変数が市場予測に有効なのか分析を行う。

株価リターンのよく知られた予測変数として日経平均株価の対数配当利回り $(\ln(d/p)_t)$ 、金利変化の予測変数ではないが債券リターンのよく知られた予測変数として日本国債 10 年債利回り r_t^{10} と日本国債 1 年債券利回りの長短スプレッド $(r_t - r_t^1)$ を使用する。カバー付き金利パリティより、フォワードレート (F_t) が自国と外国の金利差から以下の式で定まるとき

$$F_t = \frac{1 + i_t^D}{1 + i_t^F} S_t \approx S_t(1 + i_t^D - i_t^F), \quad (14)$$

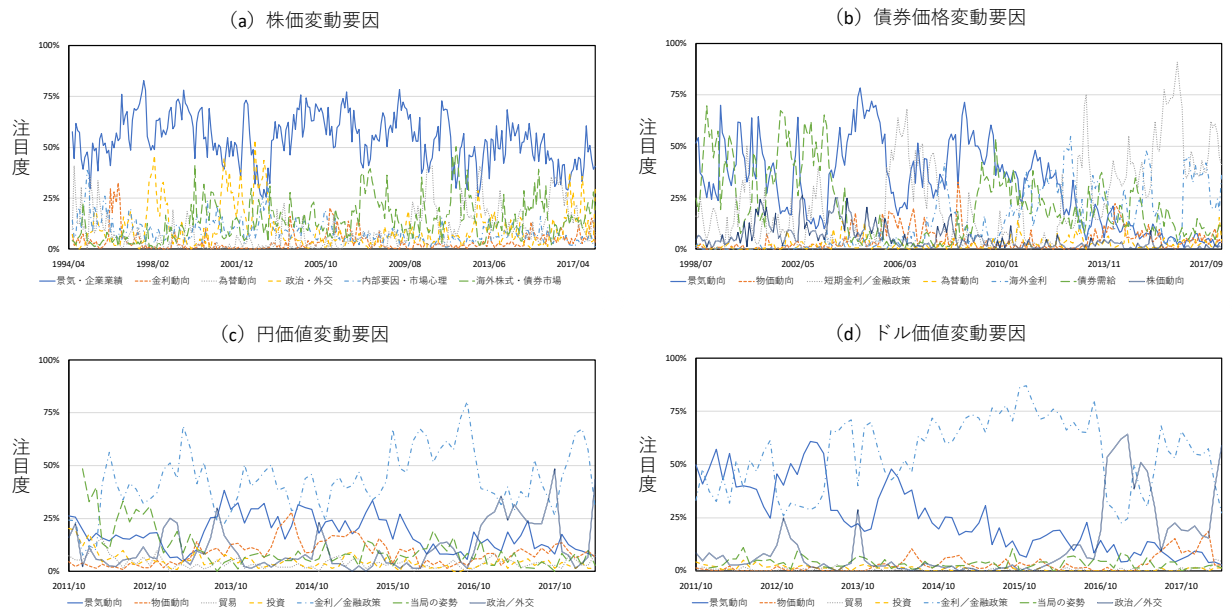
カバーなし金利パリティが成立するとすれば、 $E_t[S_{t+1}] = F_t$ より将来の為替レートの期待値はフォワードレートになる。よって、為替レート変化率の予測変数として、スケーリングした h ヶ月先フォワードレート (F_t^{h*}) を用いた直先スプレッド $(\Delta F_t^h = \frac{F_t^{h*} - S_t}{S_t})$ を使用する^{*12}。

また、QSS 月次調査では、回答者に「今後 6 ヶ月間程度を想定してお答え下さい。」とした上で、各市場ごとに変動要因の注目度と影響度の指数を算出している。この指数が高ければ高いほど、株価、債券価格、円の価値、ドルの価値のそれぞれに対して、強い上昇要因であることを示している。各要因の注目度の推移および平均、標準偏差は図 3、表 9 の通りである。

株価変動要因では、「景気・企業業績」の注目度が一貫して高いことがわかる。また、債券価格変動要因も「景気動向」の注目度が高いものの、株価変動要因ほどではなく「短期金利／金融政策」、「債券需給」なども時期によっては一番注目されていることが図 3 から確認できる。一方、円・ドル価値変動要因では、「景気動向」よりも「金利／金融政策」が注目されている。

^{*12} 調査日から予想対象日までが、正確に 1, 3, 6 ヶ月間とはならない。そのため、1 ヶ月を 20 営業日とし、 h ヶ月先フォワードレート (F_t^h) を、調査期間の中日から予想対象日までの営業日でスケーリングを行なった。例えば、調査期間の中日から予想対象日までの営業日数が $D_{t,t+h}$ のとき、スケーリングした h ヶ月先フォワードレートは、 $F_t^{h*} = \frac{D_{t,t+h}}{20h} F_t^h$ で求められる。

図3 変動要因の注目度



(注) QUICK 月次調査より，筆者が作成

表9 注目度の平均・標準偏差

株価変動要因	景気・企業業績	金利動向	為替動向	政治・外交	内部要因・市場心理	海外株式・債券市場	
平均	53%	4%	10%	10%	9%	14%	
標準偏差	12.09%	4.82%	9.80%	10.02%	5.76%	9.42%	
債券価格変動要因	景気動向	物価動向	短期金利／金融政策	為替動向	海外金利	債券需給	株価動向
平均	31%	4%	23%	3%	13%	21%	5%
標準偏差	19.42%	5.19%	20.78%	2.67%	13.88%	16.89%	5.76%
円価値変動要因	景気動向	物価動向	貿易	投資	金利／金融政策	当局の姿勢	政治／外交
平均	18%	8%	5%	5%	43%	10%	11%
標準偏差	7.84%	5.58%	2.81%	3.83%	14.19%	9.29%	10.69%
ドル価値変動要因	景気動向	物価動向	貿易	投資	金利／金融政策	当局の姿勢	政治／外交
平均	25%	3%	1%	1%	55%	3%	12%
標準偏差	16.12%	3.84%	0.99%	1.16%	17.00%	2.35%	16.37%

(注) データ期間はそれぞれ株価変動要因は1994年4月から2018年4月，債券価格変動要因は1998年7月から2018年4月，円・ドル価値変動要因は2011年10月から2018年4月。

表 10 株価予想の説明変数の相関係数

	$R_{t-1,t}$	$\ln(d/p)_t$	景気・企業業績	金利動向	為替動向	政治・外交	内部要因・市場心理	海外株式・債券市場
$R_{t-1,t}$	1.000	-0.025	0.300	-0.077	0.321	0.195	0.635	0.480
$\ln(d/p)_t$		1.000	-0.313	0.338	-0.142	-0.186	-0.237	0.157
景気・企業業績			1.000	-0.410	0.196	-0.060	0.628	0.218
金利動向				1.000	0.119	0.000	-0.297	0.045
為替動向					1.000	0.346	0.272	0.165
政治・外交						1.000	0.316	-0.012
内部要因・市場心理							1.000	0.338
海外株式・債券市場								1.000

(注) データ期間は 1994 年 4 月から 2018 年 4 月。

表 11 金利予想の説明変数の相関係数

	$d_{t-1,t}$	$r_t - r_t^1$	景気動向	物価動向	短期金利／金融政策	為替動向	海外金利	債券需給	株価動向
$d_{t-1,t}$	1.000	0.117	-0.192	-0.115	-0.146	-0.058	-0.283	-0.220	-0.284
$r_t - r_t^1$		1.000	-0.012	-0.182	-0.689	0.213	0.309	-0.362	-0.002
景気動向			1.000	0.555	0.361	0.085	0.498	-0.186	0.714
物価動向				1.000	0.390	0.085	0.335	-0.341	0.321
短期金利／金融政策					1.000	-0.215	-0.106	0.091	0.160
為替動向						1.000	0.392	-0.183	0.246
海外金利							1.000	-0.087	0.464
債券需給								1.000	-0.068
株価動向									1.000

(注) データ期間は 1998 年 7 月から 2018 年 4 月。

表 12 為替予想の説明変数の相関係数

	$X_{t-1,t}$	ΔF_t^1	ΔF_t^3	ΔF_t^6	景気動向	物価動向	貿易	投資	金利／金融政策	当局の姿勢	政治／外交
$X_{t-1,t}$	1.000	0.146	0.189	0.218	0.335	0.144	0.302	0.211	0.073	0.210	0.307
ΔF_t^1		1.000	0.909	0.897	0.183	-0.012	0.771	-0.235	-0.114	0.493	0.663
ΔF_t^3			1.000	0.995	0.241	0.023	0.886	-0.273	-0.124	0.562	0.798
ΔF_t^6				1.000	0.258	0.022	0.905	-0.277	-0.124	0.568	0.811
景気動向					1.000	0.605	0.452	0.380	0.522	0.510	0.132
物価動向						1.000	0.190	0.571	0.760	0.402	-0.135
貿易							1.000	-0.126	0.004	0.652	0.773
投資								1.000	0.770	0.207	-0.320
金利／金融政策									1.000	0.418	-0.321
当局の姿勢										1.000	0.536
政治／外交											1.000

(注) データ期間は 2011 年 10 月から 2018 年 4 月。ただし変動要因の指数は、ドル指数から円指数を引いたものを使用。

本項では、各質問項目の指数から、機関投資家予想はどの要因に依拠して予想形成を行なっているかを分析する。ただし、QSS 為替調査では、指数は円とドルに対してそれぞれ行われているため、ドル指数から円指数を引いたものを使用している。また、過去の時系列変動の中でコンセンサス予想の説明力が高い過去 1 ヶ月間の変動を説明変数として使用する。まず、各説明変数の相関係数は表 10、表 11、表 12 の通りである。

株価予想の変数においては、過去 1 ヶ月リターンは「内部要因・市場心理」と強い正の相関 (0.635)、「景気・企業業績」、「為替動向」、「海外株式・債券市場」と弱い正の相関 (それぞれ 0.300, 0.321, 0.480) を持っている。これは、過去 1 ヶ月間のリターンが高い (低い) とき、その後 6 ヶ月ほどの株価にこれらの変動要因が上昇 (下降) 影響を与えると判断する傾向があるとわかる。また、「景気・企業業績」と「内部要因・市場心理」には、強い正の相関 (0.628) がみられる。

金利予想の変数では、過去 1 ヶ月金利変化と相関を持った説明変数は存在しない。長短スプレッドと「短期金利／金融政策」は強い負の相関 (-0.689)、「景気動向」と「物価動向」、「株価動向」は強い正の相関 (それぞれ 0.555, 0.714) を示している。

為替予想の変数では、過去の市場の変動と強い相関を持っているものはないものの、直先スプレッドと「貿易」、「当局の姿勢」、「政治／外交」は強い相関を持っていることが確認できる。

時点 t における各説明変数を x_t とし各市場で単回帰分析・重回帰分析した結果をそれぞれ表 13、表 14、表 15 に示す。

株価リターンの予測では、配当利回りおよび「海外株式・債券市場」が有意に予測力を示している (表 13: パネル A)。一方、QSS 株価予想はそれらの変数とは無相関もしくは負の相関を示しており、機関投資家は予想形成に情報を有効には活用していないことがわかる。また、「景気・企業業績」、「内

部要因・市場心理」は QSS 予想リターンとは有意に負の説明力を有している。しかし、通常将来の景気見通しがよければ株価の予想を引き上げると考えられるため、予想形成としては整合的ではない。これは、「景気・企業業績」と「内部要因・市場心理」は過去 1 ヶ月リターンと正の相関を持っており（表 10）、投資家は逆張りのな予想を行なっているため、QSS 予想と負の相関を持ったと考えられる。実際、重回帰分析においては過去 1 ヶ月リターン以外に有意な指数は見られない。一方、実現リターンの重回帰分析でも配当利回りは有意に説明力を示している（表 13：パネル B）。

金利予測において、長短金利差は実際の金利変化に対して説明力はないが、QSS 金利予想はいずれも有意に正の相関があり、機関投資家は予想形成に利用していることがわかる。また、「景気動向」、「短期金利／金融政策」は、QSS 予想金利変化とは有意に負の説明力を有している。債券価格上昇（下降）要因は金利下降（上昇）要因になるので、予想形成は整合的である（表 14：パネル A）。重回帰分析においても、QSS 予想金利変化は過去 1 ヶ月金利変化および「景気動向」指数と依然として負の相関を保っており、さらに長短金利差とは 6 ヶ月予想でのみ有意なのに対し、新たに「海外金利」、「債券需給」と相関を持っている。一方、実際の金利変化においては、長短金利差や「株価動向」指数が有意に負の予測力を示しているが、QSS 予想金利変化とは無相関である。従って、機関投資家はそれらの有力な情報や自らの予想を、予測には織り込んでいないことがいえる。

為替予測では、「景気動向」が正の予測力をもち、円よりもドルの価値が高まれば円安になるため方向性も整合的である。一方、QSS 予想為替変化率において「景気動向」は無相関であり、機関投資家自らの予想を反映させていない。また、3,6 ヶ月予想において直先スプレッド、「貿易」、「当局の姿勢」、「政治／外交」から影響を受けていることが伺える（表 15：パネル A）。また、重回帰分析においては、過去 1 ヶ月為替変化率の他に「貿易」、「当局の姿勢」、「政治／外交」も QSS 予想為替変化率に対して、依然として同方向の説明力を保っている。一方、実現為替変化率に対しては、「景気動向」や「政治／外交」、「物価動向」などが予測力を持っているが、それらの指数は、QSS 予想為替変化率では無相関もしくは逆の方向性を示している。

本項における分析を通じて、各市場に一貫していえることは以下の通りである。第一に、コンセンサス予想は、過去の市場の変動と強い負の相関を示しており、機関投資家は逆張りのな予想形成を行なっているということである。これは、前項だけでなく、本項で他の変数を入れた重回帰分析においていずれも 1% の有意水準で負であることから示される。第二に、実際の市場予測に有効な情報や機関投資家自らの予想があるにも関わらず、機関投資家は予想形成織り込んでいないことがわかる。第三に、QSS 株価・金利予想に関しては、注目度の高い指数と予想は相関があるものの、QSS 為替予想にはその傾向がみられなかった。

表 13 株価予想の回帰

パネル A : QSS 予想リターン ($R_{t,t+h t}^f = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)				実現リターン ($R_{t,t+h} = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)		
説明変数 (x_t)	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
配当利回り	0.014 [0.046]	0.164 [0.235]	-0.271 [-0.214]	2.113** [2.481]	6.234* [1.741]	13.629** [2.278]
指数 1 : 景気・企業業績	-0.006 [-0.900]	-0.030** [-2.215]	-0.102*** [-4.046]	0.019 [0.649]	0.021 [0.192]	-0.086 [-0.460]
指数 2 : 金利動向	0.019 [1.053]	0.050 [1.616]	0.115** [2.413]	0.051 [1.090]	0.136 [0.945]	0.474 [1.549]
指数 3 : 為替動向	-0.015* [-1.797]	-0.037* [-1.945]	-0.051 [-1.519]	0.056* [1.831]	0.092 [0.920]	0.043 [0.261]
指数 4 : 政治・外交	-0.002 [-0.225]	-0.008 [-0.388]	-0.002 [-0.054]	0.044 [1.044]	0.132 [0.925]	0.249 [1.208]
指数 5 : 内部要因・市場心理	-0.023** [-2.020]	-0.093*** [-4.099]	-0.201*** [-5.920]	0.062* [1.720]	0.117 [0.993]	0.045 [0.303]
指数 6 : 海外株式・債券市場	-0.033** [-2.431]	-0.114*** [-4.036]	-0.183*** [-3.859]	0.090 [1.621]	0.270** [2.060]	0.445** [2.337]
パネル B : QSS 予想リターン ($R_{t,t+h t}^f = \alpha + \sum \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)				実現リターン ($R_{t,t+h} = \alpha + \sum \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)		
説明変数 (x_t)	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
過去 1 ヶ月リターン	-0.072*** [-5.125]	-0.210*** [-9.331]	-0.288*** [-8.331]	-0.133* [-1.746]	-0.118 [-1.013]	-0.220 [-1.341]
配当利回り	-0.003 [-0.009]	0.125 [0.167]	-1.265 [-0.959]	2.785*** [3.239]	7.458** [2.236]	13.807** [2.392]
指数 1 : 景気・企業業績	0.006 [0.572]	0.010 [0.552]	-0.049 [-1.311]	0.012 [0.345]	0.055 [0.435]	0.058 [0.274]
指数 2 : 金利動向	0.025 [1.341]	0.043 [1.548]	0.054 [1.156]	0.024 [0.478]	0.040 [0.208]	0.241 [0.596]
指数 3 : 為替動向	-0.008 [-0.777]	-0.005 [-0.213]	0.010 [0.279]	0.051 [1.539]	0.045 [0.416]	-0.051 [-0.333]
指数 4 : 政治・外交	0.009 [0.664]	0.026 [1.037]	0.033 [0.842]	0.035 [0.803]	0.173 [1.281]	0.402 [1.510]
指数 5 : 内部要因・市場心理	0.009 [0.465]	-0.002 [-0.053]	-0.042 [-0.873]	0.101* [1.909]	0.087 [0.571]	0.076 [0.318]
指数 6 : 海外株式・債券市場	-0.008 [-0.522]	-0.028 [-1.147]	-0.009 [-0.192]	0.058 [1.003]	0.178 [1.069]	0.363* [1.888]
定数項	-0.513 [-0.235]	2.155 [0.630]	2.723 [0.526]	-2.337 [-0.335]	3.771 [0.132]	7.361 [0.160]

(注) ***, **, *はそれぞれ回帰係数が1%, 5%, 10%の有意水準(両側)で統計的に有意であることを示す。系列相関および不均一分散を考慮し係数のt値の推定には, Newey and West [1987] を使用し, ラグはhの2倍とする。[]の中は係数のt値を示す。データ期間は, QSS 株価予想は1994年4月から2018年4月。数値データは%に換算し回帰分析を行っている。

表 14 金利予想の回帰

パネル A : QSS 予想金利変化 ($d_{t,t+h t}^f = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)				実現金利変化 ($d_{t,t+h} = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)		
説明変数 (x_t)	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
長短金利差	0.016** [2.088]	0.050*** [2.694]	0.100*** [2.921]	-0.040 [-1.571]	-0.095 [-1.542]	-0.117 [-1.2923]
指数 1 : 景気動向	-0.001** [-2.029]	-0.001** [-2.168]	-0.001 [-1.211]	-0.0002 [-0.219]	0.001 [0.366]	0.003 [0.915]
指数 2 : 物価動向	0.0001 [-0.084]	-0.0003 [-0.388]	-0.0002 [-0.153]	0.0004 [0.329]	0.002 [0.712]	0.003 [0.774]
指数 3 : 短期金利／金融政策	-0.0004** [-2.213]	-0.001*** [-4.089]	-0.002*** [-3.814]	0.0004 [0.553]	0.001 [0.574]	0.001 [0.431]
指数 4 : 為替動向	0.0001 [0.317]	0.0003 [0.376]	0.001 [0.444]	0.001 [1.044]	0.003* [1.828]	0.004 [1.411]
指数 5 : 海外金利	0.0004 [1.130]	0.001 [1.635]	0.003** [2.503]	0.0002 [0.103]	0.005 [1.309]	0.009 [1.644]
指数 6 : 債券需給	-0.0002 [-0.780]	-0.001 [-0.996]	-0.001 [-1.081]	-0.0004 [-0.292]	0.001 [0.618]	0.003 [0.906]
指数 7 : 株価動向	-0.0003 [-0.711]	-0.001 [-1.169]	-0.002 [-0.787]	-0.003* [-1.774]	-0.002 [-0.591]	-0.002 [-0.287]

パネル B : QSS 予想金利変化 ($d_{t,t+h t}^f = \alpha + \sum \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)				実現金利変化 ($d_{t,t+h} = \alpha + \sum \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)		
説明変数 (x_t)	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
過去 1 ヶ月金利変化	-0.077** [-1.978]	-0.197*** [-5.221]	-0.295*** [-8.295]	0.087 [0.945]	-0.177 [-1.292]	-0.173 [-1.293]
長短金利差	0.016 [1.511]	0.031 [1.645]	0.069** [2.082]	-0.108*** [-2.676]	-0.217** [-2.080]	-0.307** [-1.993]
指数 1 : 景気動向	-0.001*** [-3.597]	-0.002*** [-3.224]	-0.003** [-2.183]	0.002 [1.279]	0.003 [1.340]	0.008*** [2.603]
指数 2 : 物価動向	0.0004 [1.392]	0.001 [1.224]	0.001 [0.854]	-0.001 [-0.660]	-0.001 [-0.236]	-0.001 [-0.207]
指数 3 : 短期金利／金融政策	0.0001 [0.228]	-0.0004 [-0.575]	-0.0004 [-0.364]	-0.001 [-0.694]	-0.002 [-0.734]	-0.004 [-1.237]
指数 4 : 為替動向	-0.0004 [-1.434]	-0.001 [-1.430]	-0.002 [-1.313]	0.001 [1.018]	0.003 [1.003]	0.004 [0.999]
指数 5 : 海外金利	0.001 [1.567]	0.002*** [2.608]	0.003*** [2.616]	0.002 [0.906]	0.008 [1.522]	0.011* [1.686]
指数 6 : 債券需給	-0.0004 [-1.429]	-0.001** [-2.125]	-0.002* [-1.709]	-0.001 [-0.661]	-0.0004 [-0.186]	0.001 [0.382]
指数 7 : 株価動向	0.001 [0.923]	-0.0001 [-0.093]	-0.001 [-0.760]	-0.006** [-2.050]	-0.012*** [-2.950]	-0.019*** [-5.161]
定数項	0.044 [1.320]	0.208*** [3.539]	0.333*** [3.625]	0.160 [1.219]	0.082 [0.306]	0.025 [0.056]

(注) ***, **, *はそれぞれ回帰係数が 1%, 5%, 10% の有意水準（両側）で統計的に有意であることを示す。系列相関および不均一分散を考慮し係数の t 値の推定には、Newey and West [1987] を使用し、ラグは h の 2 倍とする。[] の中は係数の t 値を示す。データ期間は、QSS 金利予想は 1998 年 7 月から 2018 年 4 月。数値データは % に換算し回帰分析を行っている。

表 15 為替予想の回帰

パネル A : QSS 予想為替変化率 ($X_{t,t+h}^f = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)				実現為替変化率 ($X_{t,t+h} = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)		
説明変数 (x_t)	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
直先スプレッド	1.035 [0.644]	2.133** [2.138]	1.867*** [3.609]	4.338 [0.713]	6.376 [0.894]	6.712 [0.418]
指数 1 : 景気動向	0.001 [-0.005]	0.010 [0.691]	0.002 [0.094]	0.083*** [2.788]	0.220** [2.534]	0.223 [1.601]
指数 2 : 物価動向	0.009 [0.671]	0.016 [0.678]	-0.012 [-0.305]	-0.015 [-0.338]	-0.168 [-0.801]	-0.301 [-0.562]
指数 3 : 貿易	0.007 [1.136]	0.026** [2.618]	0.047*** [4.866]	0.023 [0.992]	0.109 [1.388]	0.197 [1.699]
指数 4 : 投資	-0.009 [-0.951]	-0.015 [-0.698]	-0.069** [-2.543]	-0.052 [-1.186]	-0.170 [-1.638]	-0.491* [-2.110]
指数 5 : 金利／金融政策	0.004 [1.362]	0.004 [0.587]	-0.010 [-0.942]	-0.014 [-0.805]	-0.062 [-0.948]	-0.162** [-1.134]
指数 6 : 当局の姿勢	0.026 [1.363]	0.076*** [2.962]	0.098*** [3.234]	-0.016 [-0.424]	0.072 [0.887]	0.080 [0.570]
指数 7 : 政治／外交	0.006 [0.661]	0.034** [2.461]	0.060*** [5.116]	0.018 [0.636]	0.100 [1.052]	0.217 [1.358]

パネル B : QSS 予想為替変化率 ($X_{t,t+h}^f = \alpha + \sum \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)				実現為替変化率 ($X_{t,t+h} = \alpha + \sum \beta x_t + \varepsilon_{t+h}$)		
説明変数 (x_t)	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$
過去 1 ヶ月為替変化率	-0.109*** [-5.967]	-0.201*** [-8.823]	-0.275*** [-8.485]	0.081 [0.590]	0.048 [0.320]	-0.036 [-0.133]
直先スプレッド	-3.903*** [-4.106]	-1.778 [-1.520]	-0.778 [-1.334]	2.509 [0.372]	-5.857 [-0.494]	-2.665 [-0.406]
指数 1 : 景気動向	-0.009 [-0.923]	-0.012 [-1.229]	-0.017 [-1.287]	0.162*** [4.221]	0.420*** [3.039]	0.511*** [2.756]
指数 2 : 物価動向	-0.0068 [-0.548]	0.002 [0.131]	-0.002 [-0.144]	-0.053 [-1.042]	-0.388** [-2.005]	-0.218 [-0.570]
指数 3 : 貿易	0.014** [2.093]	0.025 [1.750]	0.051** [2.184]	-0.001 [-0.012]	0.157 [1.064]	0.242* [1.672]
指数 4 : 投資	-0.022* [-1.942]	-0.005 [-0.354]	-0.025 [-1.536]	-0.073 [-1.323]	-0.048 [-0.366]	-0.189 [-1.327]
指数 5 : 金利／金融政策	0.014*** [3.012]	0.009 [1.395]	-0.002 [-0.223]	-0.008 [-0.361]	-0.086* [-1.815]	-0.236* [-1.679]
指数 6 : 当局の姿勢	0.013 [0.877]	0.046** [2.123]	0.069*** [2.753]	-0.086 [-1.767]	0.035 [0.226]	0.118 [0.503]
指数 7 : 政治／外交	0.013 [1.318]	0.038*** [3.051]	0.026 [1.109]	-0.007 [-0.236]	-0.130** [-2.129]	-0.228** [-2.439]
定数項	0.093 [0.558]	0.452** [2.408]	2.007*** [10.496]	0.376 [0.609]	-0.956 [-0.383]	3.834 [0.308]

(注) ***, **, *はそれぞれ回帰係数が 1%, 5%, 10% の有意水準（両側）で統計的に有意であることを示す。系列相関および不均一分散を考慮し係数の t 値の推定には、Newey and West [1987] を使用し、ラグは h の 2 倍とする。[] の中は係数の t 値を示す。データ期間は、QSS 為替予想は 2011 年 10 月から 2018 年 4 月。数値データは % に換算し回帰分析を行っている。

4 おわりに

本章では、本論文の主題に対する分析結果のまとめおよび考察を行う。

まず、長期の為替予想を除いて、コンセンサス予想の予測力はほとんどないといえ、既存研究と整合的であることが確認できた。

日本の機関投資家の予想は、合理的期待形成と整合的であるかどうかは、いずれも短期的な予想に関しては予測誤差が自己相関をもつことから、整合的ではないと結論づける。予測誤差の予測可能性より、QSS 株価・為替予想では、情報に対して過小反応する傾向が得られた。また、QSS 株価予想は大幅な上方予想傾向があり、過剰な期待リターンを抱いていることが見受けられる。

第二に、日本の機関投資家の情報の恣意的選択性に関しては、いずれの予想も過去の市場の変動と逆張り傾向があるといえる。予想と過去の市場の変動が相関をもつことは、米国市場の先行研究と整合的であるものの、予想の方向性が米国では順張り傾向であることに対し、日本では逆張り傾向であるという違いが見られる。このことは、米国と日本における自己責任バイアスの違いが、予想形成に影響しているのかもしれない。また、QSS 株価・為替予想は情報に対して過小反応する傾向が得られたが、これはおそらく過去市場が上昇（下降）したときに、予想を引き下げ（引き上げ）たことが、原因であると考えられる。また、コンセンサス予想は、市場予想を行う上で有効な配当利回りなどの情報や、変動要因に対する自らの予想があるにも関わらず、それらを予想形成には織り込まず、有効ではない情報を注視しており、整合的ではない。

本論文の結論として、いずれの市場においても日本の機関投資家のコンセンサス予想は、合理的期待形成から逸脱しており、予想傾向は市場の変動と逆張りの的である。そして、予想形成においては、直近の市場の変動を含め将来に対する予測力のない情報を注目していることに対し、有力な情報を軽視する傾向があるといえる。このように、有用な情報を軽視する傾向の原因は未だ十分にわかっておらず、今後の研究課題である。

謝辞

本研究を進めるに当たり、主査を引き受けていただきました内山朋規教授からは多大な助言を賜るとともに、本論文の細部にわたり丁寧にご指導を頂いた。ここに深謝の意を表する。同じく、副査である足立高德教授、並びに竹原浩太准教授からは貴重なご助言を賜った。厚く感謝を申し上げる。また、本研究において必要不可欠なデータを株式会社 QUICK から提供して頂き、感謝する次第である。さらに、研究室の各位には研究遂行にあたり日頃より有益なご討論・ご助言を頂いた。ここに感謝の意を表する。

2019 年 1 月

参考文献

- [1] 岩澤誠一郎. [2018]. 国内機関投資家の日本株への資産配分変動とその非合理性. 「証券経済研究」, 第 102 号 (6), 63–82.
- [2] 太田浩司, 近藤江美. [2011]. 経営者予想とアナリスト予想の精度とバイアス. 「MTEC ジャーナル」, 23, 33–58.
- [3] 加藤英明. [2002], 「行動ファイナンス」, 朝倉書店.
- [4] Amromin, G., & Sharpe, S. A. [2014]. From the horse's mouth: Economic conditions and investor expectations of risk and return. *Management Science*, 60(4), 845–866.
- [5] Bacchetta, P., Mertens, E., & van Wincoop, E. [2009]. Predictability in financial markets: What do survey expectations tell us? *Journal of International Money and Finance*, 28(3), 406–426.
- [6] Bordalo, P., Gennaioli, N., Ma, Y., & Shleifer, A. [2018]. Over-reaction in macroeconomic expectations. Working Paper, (June), 1–72.
- [7] Burnside, C., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. [2011]. Carry trade and momentum in currency markets. *Annual Review of Financial Economics*, 3(1), 511–535.
- [8] Coibion, O., & Gorodnichenko, Y. [2015]. Information rigidity and the expectations formation process: A simple framework and new facts. *American Economic Review*, 105(8), 2644–2678.
- [9] Daniel, K. D., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. [1998]. Investor psychology and security market under- and overreactions. *Journal of Finance*, 53(6), 1839–1886.
- [10] Fama, E. F., & French, K. R. [2002]. The equity premium. *The Journal of Finance*, 32(4), 637–659.
- [11] Fisher, K. L., & Statman, M. [2000]. Investor sentiment and stock returns. *Financial Analysts Journal*, 56(2), 16–23.
- [12] Greenwood, R., & Shleifer, A. [2014]. Expectations of returns and expected returns. *Review of Financial Studies*, 27(3), 714–746.
- [13] Hafer, R. W., Hein, S. E., & MacDonald, S. S. [1992]. Market and survey forecasts of the three-

- month treasury-bill rate. *Journal of Business*.
- [14] Ito, T. [1990]. Foreign exchange rate expectations: Micro survey data. *American Economic Review*, 80(3), 434–449.
 - [15] Lys, T., & Sungkyu, S. [1990]. The association between revisions of financial analysts' earnings forecasts and security price changes. *Journal of Accounting and Economics*, 13, 341–363.
 - [16] Moskowitz, T. J., Ooi, Y. H., & Pedersen, L. H. [2012]. Time series momentum. *Journal of Financial Economics*, 104(2), 228–250.
 - [17] Muth, J. F. [1961]. Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, 29(3), 315–335.
 - [18] Newey, W. K., & West, K. D. [1987]. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708.
 - [19] Zarnowitz, V. [1985]. Rational expectations and macroeconomic forecasts. *Journal of Business and Economic Statistics*, 3(4), 293–311.